# PROBABILIDADE E ESTATÍSTICA MATEMÁTICA I



ARA, A.

ara@ufpr.br

Slide 04

Anteriormente vimos distribuições marginais, condicionais, independência e esperança.

Nesta aula, vamos introduzir alguns métodos de transformações de vetores aleatórios.

Seja X e Y variáveis aleatórias, possíveis transformações envolvem

$$X+Y; \min(X,Y); rac{X}{Y}; XY \ldots$$

#### Método via Função Distribuição

Seja Y=g(X), conhecendo a função de massa de probabilidade ou função densidade de probabilidade de X, podemos obter a função de massa de probabilidade ou função densidade de probabilidade de Y através da função distribuição de Y:

$$F_Y(y)=P(Y\leq y)=P(g(X)\leq y)=P(X\leq h(y))=F_X(h(y))$$

com  $h(y)=g^{-1}(y)$  função inversa de g aplicada a y.

Exemplo: Se  $Y=X^2$  com  $X\sim U(-1,1)$ , ou seja,  $f_X(x)=rac{1}{1-(-1)}=rac{1}{2}$  para  $x\in (-1,1)$ , então:

$$egin{aligned} F_Y(y) &= P(Y \leq y) = P(X^2 \leq y) = P(-\sqrt{y} \leq X \leq \sqrt{y}) \ &= F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}) \end{aligned}$$

Como  $0 \leq \sqrt{y} < 1$  e $-1 < -\sqrt{y} \leq 0$ , resulta que  $f_X(\sqrt{y}) = f_X(-\sqrt{y}) = 2^{-1}$ , temos que

$$egin{align} F_Y(y) &= F_X(\sqrt{y}) - F_X(-\sqrt{y}) = \int_{-1}^{\sqrt{y}} rac{1}{2} dx - \int_{-1}^{-\sqrt{y}} rac{1}{2} dx \ &= rac{\sqrt{y}-1}{2} - rac{-\sqrt{y}-1}{2} = \sqrt{y} \ \end{cases}$$

Continuando o caso anterior, temos que

$$F_Y(y) = \left\{egin{array}{ll} 0 & 0 < y \ \sqrt{y} & 0 \leq y < 1 \ 1 & y \geq 1 \end{array}
ight.$$

$$f_Y(y) = rac{dF_Y}{dy} = rac{1}{2\sqrt{y}} I_{(0,1)}(y)$$

**Exemplo:** Sejam  $X \sim U(0,1)$  e  $Y = -\log X$ . Vamos calcular a função densidade de probabilidade de Y.

Como esta é uma função estritamente decrescente, ela é inversível, sua inversa é dada por:

$$y=g(x)=-\ln x \implies \ln x=-y \implies g^{-1}(y)=x=e^{-y}$$

 $\forall \ y \in \mathbb{R}$ 

Além disso,

$$g(x) \leq y \iff x \geq g^{-1}(y)$$

Assim,

$$F_Y(y) = P(Y \le y) = P(-\ln(X) \le y) = P(X \ge e^{-y}) \ = 1 - P(X < e^{-y}) = 1 - e^{-y}$$

Continuando o caso anterior, temos que

$$F_Y(y) = \left\{egin{array}{ll} 0 & 0 \leq y \ 1-e^{-y} & y > 0 \end{array}
ight.$$

$$f_Y(y)=rac{dF_Y}{dy}=\exp\{-y\}I_{(0,\infty)}(y)$$

Note que  $Y \sim \operatorname{Exp}(1)$ .

Seja X e Y variáveis aleatórias contínuas, com  $f_{X,Y}(x,y)$  função de densidade conjunta,

 $U_1=g_1(X,Y)$  e  $U_2=g_2(X,Y)$  são variáveis aleatórias, sendo  $g_1$  e  $g_2$  funções 1 a 1 (injetoras).

$$X = h_1(U_1, U_2) \;\;\; {
m e} \;\;\; Y = h_2(U_1, U_2)$$

com  $h_1$  e  $h_2$  funções inversas de  $g_1$  e  $g_2$ 

$$J = egin{bmatrix} rac{\partial x}{\partial u_1} & rac{\partial x}{\partial u_2} \ rac{\partial y}{\partial u_1} & rac{\partial y}{\partial u_2} \end{bmatrix}$$

sendo J a matriz jacobiana

A função densidade conjunta de  $U_1$  e  $U_2$  é dada por:

$$f_{U_1,U_2}(u_1,u_2) = f_{X,Y}(h_1(u_1,u_2),h_2(u_1,u_2)) imes |J|$$

Para o caso mais simples Y=g(X) sendo  $h(y)=g^{-1}(y)$  a inversa da função g(x) e  $\mathcal Y$  o domínio de Y, o método jacobiano se reduz a

$$f_Y(y) = f_x(h(y)) \left| rac{d}{dy} h(y) 
ight| I_{\mathcal{Y}}(y)$$

**Exemplo:** Seja  $X \sim \operatorname{Beta}(a,b)$ , encontre a distribuição de  $Y = -\ln X$ 

Temos que  $h(y)=g^{-1}(y)=e^{-y}$ , assim

$$egin{align} f_Y(y) &= f_X\left(g^{-1}(y)
ight) \left|rac{d}{dy}g^{-1}(y)
ight| I_{\mathcal{Y}}(y) \ &= rac{1}{\mathrm{B}(a,b)}ig(e^{-y}ig)^{a-1}ig(1-e^{-y}ig)^{b-1} imes e^{-y} imes I_{(0,\infty)}(y) \ &= rac{1}{\mathrm{B}(a,b)}e^{-ay}ig(1-e^{-y}ig)^{b-1}I_{(0,\infty)}(y). \end{split}$$

Em particular, se b=1, então B(a,b)=1/a; então  $f_Y(y)=ae^{-ay}I_{(0,\infty)}(y)$ , ou seja  $Y\sim \operatorname{Exp}(a)$ 

**Exemplo:** Seja  $X \sim U(0,1)$  e  $Y \sim U(0,1)$  com  $X \perp Y$ , encontre a distribuição de (X+Y,X-Y).

Assumindo  $U_1=X+Y$  e  $U_2=X-Y$ , então

$$x=rac{1}{2}(u_1-u_2)=g_1^{-1}(u_1,u_2)=h_1(u_1,u_2)$$

е

$$y=rac{1}{2}(u_1+u_2)=g_2^{-1}(u_1,u_2)=h_2(u_1,u_2)$$

$$J = egin{bmatrix} rac{\partial x}{\partial u_1} & rac{\partial x}{\partial u_2} \ rac{\partial y}{\partial u_1} & rac{\partial y}{\partial u_2} \end{bmatrix} = egin{bmatrix} rac{1}{2} & -rac{1}{2} \ rac{1}{2} & rac{1}{2} \end{bmatrix}$$

Continuando o exemplo anterior,

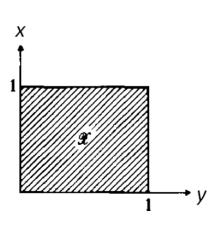
$$|J| = rac{1}{4} + rac{1}{4} = rac{1}{2}$$

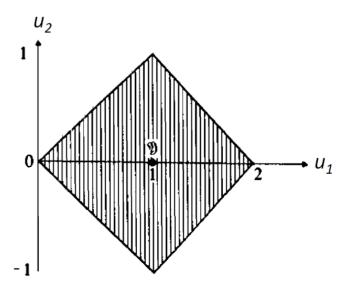
Assim,

$$egin{aligned} f_{U_1,U_2}\left(u_1,u_2
ight) &= f_{X,Y}\left(h_1\left(u_1,u_2
ight),h_2\left(u_1,u_2
ight)
ight) |J| \ &= f_{X,Y}\left(g_1^{-1}\left(u_1,u_2
ight),g_2^{-1}\left(u_1,u_2
ight)
ight) |J| \ &= rac{1}{2}I_{(0,1)}\left(rac{u_1-u_2}{2}
ight)I_{(0,1)}\left(rac{u_1+u_2}{2}
ight) \ &= egin{cases} rac{1}{2} & ext{para} \ 0 & ext{c.c.} \end{cases} \end{aligned}$$

Note mudança de espaço para

$$(0,1)^2 \to \mathcal{U}$$





OBS: Quando a função não for 1 a 1, o domínio de X é dividido em regiões onde g(X) seja biunívoca, assim o método jacobiano é aplicado em cada uma das regiões e a densidade de Y é a soma das densidades obtidas para cada região.

**Exemplo:** Se  $Y=X^2$  com  $X\sim U(-1,1)$ , temos o caso que a função não é 1a1, porém temos que se  $Y=X^2$  então  $h(y)=g^{-1}(y)=\pm \sqrt{y}$ , ou seja,  $g_1^{-1}(y)=\sqrt{y}$  e  $g_2^{-1}(y)=-\sqrt{y}$ 

Assim,

$$J_1=rac{\partial-\sqrt{y}}{du}=-rac{1}{2}y^{-1/2}$$

е

$$J_2 = rac{\partial \sqrt{y}}{dy} = rac{1}{2} y^{-1/2} \ f_Y(y) = rac{1}{2} \Big| -rac{1}{2} y^{-1/2} \Big| + rac{1}{2} \Big| rac{1}{2} y^{-1/2} \Big| = rac{1}{2} \sqrt{y} \; ext{ para } \; y>0$$

#### Convolução

Seja a soma de duas variáveis aleatórias contínuas X e Y, isto é, U=X+Y e sendo elas independentes temos que  $f(x,y)=f_X(x)f_Y(y)$  assim temos:

$$f_U(u) = \int f_X(x) f_Y(u-x) dx$$

que é chamada de convolução de  $f_x$  e  $f_Y$ .

#### A SHORT REVIEW:

- Transformações de variáveis aleatórias
- Método da função distribuição
- Método jacobiano
- Convolução

Prof. Dr. Anderson Ara - ara@ufpr.br©